A I H P I
B.P. 19
91801 BRUNOY Cedex

U.F.O - INFORMATIONS

SPECIAL



ORTHOTENIE

BULLETIN DE L' ASSOCIATION DES AMIS DE MARC THIROUIN
COMMISSION D'ENQUÊTE SUR LES O.V.N.I. DRÔME ARDÈCHE.

SPEPSE

C O N S I D E R A T I O N S   S T A T I S T I Q U E S

S U R

L ' O R T H O T E N I E

DECOMPOSITION D'UN LEURRE

Thierry PINVIDIC

S P E P S E

046.80.89

S O M M A I R E

CONSIDERATIONS STATISTIQUES SUR L'ORTHOTENIE

INTRODUCTION SUR L'INTERPRETATION EN STATISTIQUE :

Les gens ont tendance à croire que les chiffres sont interprétables à so... et "qu'on peut leur faire dire ce que l'on veut". Il est vrai que l'interprétation des statistiques de sondages d'opinion (surtout les sondages politiques) porte à croire que la "science statistique" n'est pas une science exacte. La rigueur du calcul mathématique contraste avec l'évidente subjectivité de l'interprétation.

Je pense donc qu'il n'est pas inutile de rappeler ici l'existence d'un véritable gouffre entre l'exploitation des tests et des sondages divers qui ne dépasse pas le stade de la succession de pourcentages, et la rigueur mathématique des VERITABLES études statistiques basées sur l'utilisation de l'analyse combinatoire et des tables de probabilité. Je crois qu'il convient de distinguer la statistique, au sens noble du terme, des statistiques.
Faire de la statistique consiste à caractériser une distribution ou à comparer deux ou plusieurs distributions déjà caractérisées.
CARACTERISER UNE DISTRIBUTION consiste à en déterminer la tendance centrale ou moyenne, et la tendance à la dispersion, c'est-à-dire la variance et sa racine carré ou écart-type. On définit généralement la variance comme étant la moyenne des carrés des écarts à la moyenne. Ces paramètres peuvent se calculer immédiatement pour l'échantillon étudié, mais il est également possible d'estimer l'intervalle où se situent la moyenne et la variance de la population totale, c'est-à-dire de l'ensemble des "individus" présentant le critère étudié dans lequel l'échantillon a été prélevé, et ceci à partir des seules données de l'échantillon.

COMPARER PLUSIEURS DISTRIBUTIONS c'est, par le biais de tests rigoureusement mathématiques, déterminer si elles sont suffisamment homogènes pour qu'on puisse admettre qu'elles proviennent de la même population. C'est également déterminer si les résultats expérimentaux sur un échantillon sont conformes aux "normes" de la population totale caractérisée, dans une proportion statistiquement admissible.

La notion essentielle en statistique est la notion de risque. Tout échantillonnage est soumis à des fluctuations qui peuvent être d'autant plus importantes que son effectif est réduit. Comme tout critère testé ne peut l'être que sur un échantillon et non sur la population totale, il est ESSENTIEL de tenir compte des fluctuations dues à l'échantillonnage. On en est réduit en statistique à ne pouvoir raisonner qu'en termes d'estimation à un risque donné. Le choix initial de ce risque déterminera le "degré de signification" du test statistique.
Lorsqu'un échantillon a été testé, qu'on a pu vérifier s'il était ou non conforme aux normes de la population pour un critère précis, ou s'il était ou non homogène à une autre distribution, en ce qui concerne un critère précis, il convient alors de porter deux jugements.
Le premier est un jugement de signification qui sera fondé sur la mesure d'un degré de signification. On peut définir ce degré de signification comme étant le chiffre (donné dans les tables de probabilité) qui quantifie l'écart entre l'hypothèse de conformité ou d'homogénéité et les résultats observés sur l'échantillon.

Le deuxième est un jugement d'interprétation. Ce jugement est assez délicat à faire. C'est ici que se fait sentir la différence entre la statistique et les statistiques. Pour ces dernières, l'interprétation des pourcentages présente forcément un caractère subjectif. Pour la première, par contre, l'interprétation ne consiste uniquement qu'en une énumération des hypothèses pouvant rendre compte des résultats du test précédent. On est alors amené à tester le critère dans de nouvelles conditions. L'interprétation est rigoureuse au sens où ce sont les nouveaux tests qui sélectionneront la bonne hypothèse, le bon "modèle explicatif" donc la bonne démarche de la raison. Le raisonnement est mécanique et l'opérateur ne dispose plus du CHOIX de l'hypothèse jugée prépondérante par des estimations subjectives.

Prenons un exemple : comment est-il possible d'interpréter le fait suivant: "80% des gens meurent dans leur lit" ? L'interprétation traditionnelle qui pourrait en être faite dans les sondages d'opinion est que "c'est beaucoup" ou que "ce n'est pas beaucoup", suivant l'opinion propre de celui qui réalise le compte-rendu du sondage. Cette estimation subjective tiendra au fait que la statistique brute l'a étonné ou non. Qu'en dit la véritable statistique ? Pour poursuivre l'étude en l'absence de données supplémentaires, il sera admis que 80% représentent un fort pourcentage qu'il s'agira alors de justifier.

Toutes les hypothèses possibles et imaginables seront répertoriées.(ex: on met les malades au lit pour qu'ils ne prennent pas froid, ou parce qu'ils sont faibles, ou parce qu'on a remarqué un ralentissement de la progression du mal dans la station allongée, etc...) des tests viseront alors à vérifier ou infirmer les différentes hypothèses de travail ci-dessus nommées. Il est évident cependant qu'à priori on peut postuler une corrélation avec une infinité d'hypothèses. Le rôle de l'opérateur à ce niveau est de sélectionner d'abord celles qui présentent les plus grandes chances d'être les bonnes.

L'interprétation traditionnelle des statistiques de sondages d'opinion n'interdit pas de penser, dans le cas présent, que si 80% des gens meurent dans leur lit, quelqu'un puisse prétendre qu'il s'agit là de l'endroit le plus dangereux du monde !

INTRODUCTION A LA PRESENTE ETUDE :

En lisant "UFO'S a scientific debate" de Carl SAGAN et Thornton PAGE, j'avais, je l'avoue, soigneusement évité le chapitre de MENZEL. Bien que cette démarche fut loin d'être objective, j'estimais que ce DON QUICHOTTE de la soucoupe ne pouvait apporter de l'eau à notre moulin.
Aussi quelle ne fut pas ma surprise lorsque vers la fin de mon étude, et à titre de documentation préalable à la rédaction du présent rapport, je décidai d'ouvrir les numéros d'INFORESPACE consacrés à l'orthoténie. Dans le n° 24, la théorie de Donald MENZEL, détaillée sous la plume de Jacques SCORNAUX s'avérait basée sur la même idée de départ que la mienne ! Sa théorie, antérieure (69) à la mienne (76-77), relevait des mêmes méthodes de raisonnement bien que moins détaillée. Je me suis alors sérieusement demandé si je ne commençais pas à penser "vieille droite"....(1)

(1) Suivant le classement effectué dans UFO-QUEBEC, où Menzel et Sagan figurent à l'extrême droite, Saunders et Hynek au centre gauche et dont Vallée occupe l'extrême gauche.

Toujours est-il que les développements supplémentaires figurant dans la présente étude m'amenèrent à des conclusions sensiblement différentes des siennes. Mais comme le disait François TOULET : "On aimerait une démonstration éclatante soit de la réalité soit de la fausseté de la thèse orthoténique. Nous devons nous contenter d'analyser plusieurs raisons de douter". (Phénomènes Spatiaux n° 26).

J'ai divisé cette étude en deux parties.

La première concerne uniquement l'orthoténie en France où le phénomène a été découvert. Une théorie restreinte de l'orthoténie permettra d'évaluer un certain nombre de paramètres et de quantifier certains aspects des discussions précédentes sur le sujet qui étaient restés au stade qualitatifs et ne constituaient pas alors, à mon sens, des arguments scientifiquement valables.

Dans une deuxième partie, nous tenterons d'établir une théorie généralisée permettant d'étendre nos calculs à l'ensemble de la planète et d'utiliser les tables de probabilité. Nous pourrons alors quantifier la probabilité de n'importe quel alignement, évaluer sa signification statistique et son "contenu informationnel", en vue d'une étude éventuelle de simulation sur ordinateur.

L'ORTHOTENIE RESTREINTE

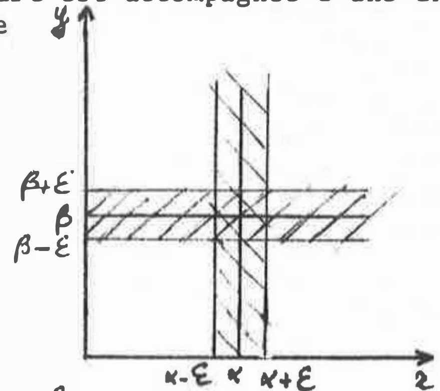
- Dans cette première partie de l'étude, nous ne nous intéresserons qu'à la France, c'est donc sa surface que nous prendrons comme unité.

- Dans ce cas, le rapport de toute aire géographique à la surface totale de la France correspond à la probabilité associée à l'aire géographique en question.

- Comme nous l'avons signalé plus haut, toute mesure est accompagnée d'une incertitude. Si l'on rapporte la surface totale de la France sous la forme d'un carré de 741,62 km de côté ($\sqrt{550.000 \text{ km2}}$), on peut alors localiser tout point par sa longitude et sa latitude (abcisse et ordonnée).

  Il existe une incertitude, la même sur chacune de ces mesures. Elles sont connues à ε près.

  Il en résulte que tout point est représenté par un carré de 2ε de côté. La probabilité associée à chaque point est donc : $4\varepsilon^2$ (En fait, elle est égale à $4\varepsilon^2/S$; mais comme on rapporte S à l'unité, la formule devient donc $4\varepsilon^2$).



DETERMINATION DE L'ε :

. ε représente une distance critique. Le carré ayant 2ε de côté définit la "zone de probabilité de présence" du point.

. Lorsqu'on a affaire à une série de points supposés alignés, c'est ε qui détermine l'appartenance ou non d'un point à l'alignement.

• Comment déterminer ε ?

Par un artifice de calcul : il est bien évident qu'on ne peut prendre en considération des "couloirs" dont la probabilité est importante, c'est-à-dire des couloirs trop larges, dans lesquels l'étude de la linéarité prêterait à sourire.

On est obligé arbitrairement de fixer une valeur maximum à la probabilité associée à un couloir. (1)
Je pense personnellement que $\boxed{P = 0,01}$ (couloir d'une superficie de 1% celle de la France au maximum) est une bonne approximation. Nous verrons pourquoi par la suite.

Si D est la longueur du couloir, et que 2 ε en déterminent la largeur, alors on a : $\boxed{P = 2\,\varepsilon\, D = 0,01}$ (2). Ce qui nous intéresse ici c'est la longueur du couloir moyen.

Pour le calculer, il est plus simple de rapporter l'aire de la France non pas à un carré mais à un cercle. On montre dans ce cas que la longueur moyenne est assimilable à la corde moyenne,

soit ; $\boxed{\overline{C} = \frac{16\ R}{3\pi} \simeq 1,70\ R}$

$R \simeq \sqrt{\frac{550.000}{\pi}}$ = 418 km, ce qui donne pour $\overline{C}$: 710,60 km

et $\overline{C}$ rapportée à l'unité = 0,96 (c'est-à-dire rapportée au côté d'un carré dont la surface est posée égale à 1 soit 741,62 km).

Dans ce cas $\varepsilon = \frac{0,01}{2 \times 0,96} = 5,2.10^{-3}$ ce qui donne à l'échelle réelle un couloir ayant pour largeur : 7,71 km environ.

Près de 8 km, c'est déjà beaucoup pour une "linéarité". Certains penseront qu'on ne peut parler de véritable alignement pour un tel couloir. Je leur ferai aimablement remarquer que la taille même de ce couloir joue contre l'orthoténie, puisqu'elle contribue à augmenter son aire donc à accroître la probabilité qui lui est associée. Pourtant, il est bien évident, comme Jacques SCORNAUX me le signalait à la lecture de cette étude, qu'un couloir de 20 km de large serait hautement significatif si toutes les observations s'y trouvaient et qu'il n'y en avait aucune en dehors. Cependant, l'étude à mener dans ce cas porterait sur les caractéristiques particulières de la bande de territoire "privilégiée" mais la notion de linéarité n'ouvrait vraisemblablement pas de sens pour une bande de terrain aussi large.

8 km pour une étude de linéarité correspond à une limite reconnue d'ailleurs par MENZEL, comme nous le verrons.

(1) Il faut entendre par probabilité associée à un couloir, la probabilité qu'un point jeté au hasard sur la surface totale tombe dans cette portion de territoire.

(2) En fait, la formule est ici aussi 2 εD/S, mais S vaut 1 comme nous l'avons dit plus haut.

Enfin, il est important de savoir que l'on peut quantifier par un degré de signification, l'écart existant entre le point et la médiane du couloir, c'est-à-dire "l'alignement parfait".

On peut, en effet, diviser la largeur par un certain nombre de facteurs permettant ainsi de restreindre le couloir et de déterminer différentes zones associées aux différentes probabilités de présence (voir Annexe 3).

LES COULOIRS D'OBSERVATIONS :

D'une manière générale la probabilité associée à un couloir s'exprime, comme nous l'avons vu, sous la forme $2\varepsilon D$ ou D représente la longueur du couloir rapportée à l'unité.

. on peut faire rapidement une estimation des fluctuations maximum de la probabilité associée à un couloir :
  la plus grande distance possible entre 2 points en France est approximativement la distance BREST-NICE. Nous évaluerons cette distance, en exagérant volontairement, à 1500 km.
  Dans ce cas, D rapporté à l'unité de longueur, vaut 2,0226 | soit $D \simeq 2$ |
  alors $P = 2\varepsilon D = 20,8 . 10^{-3} = 2,08 . 10^{-2}$

. Le plus petit couloir correspond à celui où les observations sont localisées dans des zones de présence jointives. Dans ce cas, si x observations sont alignées, la probabilité du couloir s'exprime par la formule $4\varepsilon^2 x$ (1)

  On peut donc calculer le domaine de variation de la probabilité des alignements de 3, 4, 5, et 6.

. Fluctuations de la probabilité d'un alignement de 3 observations :

  Si 2 points déterminent une droite, l'alignement n'est remarquable qu'à partir de 3 points. Dans ce cas la probabilité d'un alignement de 3 points est égale à la probabilité du couloir. On a donc :

  $4 \times (5,2.10^{-3})^2 \times 3 \leqslant P(E) \leqslant 2,08.10^{-2}$ d'où $3,245.10^{-4} \leqslant P(E) \leqslant 2,08.10^{-2}$

(1) : Jacques SCORNAUX soulève le problème suivant : Et si la distance entre deux observations successives est inférieure à 7,71 km ? (exemple : Pellerey et Poncey sur Lignon, le 2 octobre 1954, distants de 2 km).

Etudier l'orthoténie pour un segment si restreint n'apporterait rien de plus que la recherche d'une motivation à l'alignement des camions dans un convoi militaire. Par définition, un carré de 7,71 km de côté est une zone de probabilité de présence pour un point ou une observation . Si l'on dispose de plusieurs "engins" dans cette aire, on assimile ça à une seule observation. Sinon, on arrive au paradoxe suivant : supposons que l'on ait deux "engins" situés à 400 m de distance l'un de l'autre. Dans le cadre de l'orthoténie, il faudrait tenir compte de ce fait et chercher si ces deux observations ne participent pas à un alignement avec une troisième observation située, pourquoi pas, à 500 kms de là !........

Fluctuations de la probabilité d'un alignement de 4 observations :

$(4x\ (5{,}2.10^{-3})^{2}\ x\ 4\ )^{2} \leqslant P\ (E) \leqslant (2{,}08.10^{-2})^{2}$ d'où $1{,}872.10^{-7} \leqslant P(E) \leqslant 4{,}33.10^{-4}$

Fluctuations de la probabilité d'un alignement de 5 observations :

$(4x(5{,}2.10^{-3})^{2}\ x5)^{3} \leqslant P(E) \leqslant (2{,}08.10^{-2})^{3}$ d'où $1{,}58.10^{-10} \leqslant P(E) \leqslant 9.10^{-6}$

Fluctuations de la probabilité d'un alignement de 6 observations :

$(4x(5{,}2.10^{-3})^{2}\ x6)^{4} \leqslant P(E) \leqslant (2{,}08.10^{-2})^{4}$ d'où $1{,}774.10^{-13} \leqslant P(E) \leqslant 1{,}872.10^{-7}$

Il est toutefois bon de remarquer que la condition posée pour la détermination du ε, à savoir que la probabilité maximum tolérable pour un couloir est de 0,01, se trouve contredite par la définition du maximum au niveau de BREST-NICE.

Si ce fait n'a aucune incidence au niveau des fluctuations des probabilités des alignements de 4, 5, 6 observations, l'incidence est nette pour les fluctuations de la probabilité d'un alignement de 3 points. Il est alors nécessaire d'y apporter une modification :

- On ne pourra pas retenir un alignement de 3 si sa probabilité est $>$ 0,01;
- Ceci implique dans la pratique que la longueur maximum d'un alignement de 3 points à prendre en considération ne pourra excéder la longueur de la "corde moyenne" définie plus haut, à savoir 710,60 km (1).
- Alors la probabilité d'un alignement de 3 sera : $3{,}245.10^{-4} \leqslant P\ (E) \leqslant 10^{-2}$

SIMULATION DE L'ORTHOTENIE

Je ne prétendrais pas que la présente étude vaille celle réalisée par Jacques VALLEE sur ordinateur à l'institut Stanford, mais je pense qu'il peut être utile de la présenter car les résultats ont dépassé toutes mes espérances.

J'ai porté sur une carte de France un certain nombre de villes tirées au sort. Pour éviter de "grouper le tir" dans les grosses régions urbaines, j'ai décidé d'éliminer de mon tirage au sort toute la banlieue Parisienne. Mon procédé de tirage au sort est le suivant :

- Je me suis cantonné aux villes de moyenne importance (aux environs de 25.000 habitants) pour être sûr d'avoir une bonne répartition géographique.
- J'avais l'intention, au début, de porter 100 villes sur la carte. Il s'est avéré qu'après avoir porté les 30 premières, mes résultats étaient déjà très satisfaisants et je n'ai pas jugé utile de poursuivre cette étude fastidieuse.
- Parmi les 100 villes dont j'avais fait la liste, à partir du dictionnaire des communes, 14 étaient groupées dans le département du Nord et j'ai donc éliminé d'office cette concentration urbaine.

(1) : Attention ! Il s'agit de couloir de 7,71 km de large, maintenant en calculant l'équation du grand cercle passant par ces trois points, on peut s'apercevoir qu'ils sont rigoureusement alignés ou que la position des 3 points est très proche de la médiane du couloir auquel cas, le degré de signification peut être très élevé (voir son calcul dans Annexe III). Il serait à prendre en compte alors car tout se passerait dans ce cas comme si nous avions un alignement de trois points inclus, d'accord, dans un couloir de largeur supérieure à 710,60 km mais de largeur très inférieure à 7,71 km, de telle sorte que la probabilité associée demeurerait quand même inférieure au seuil critique de 0,01. Cependant, pour la présente étude où nous avons fixé par définition à 7,71 km la largeur des couloirs, un alignement de trois points réparti sur plus de 710,60 km n'est pas à prendre en considération.

. J'ai porté les villes tirées au sort (sur la base du fait que leur nombre d'habitants se suit dans le dictionnaire des communes) sur la carte par groupe de 10 "observations".



1 cm = 120 km
1 : 12000000

SIMULATION ORTHOTENIQUE

• Les 10 premières "observations" :

ce sont respectivement : Sens, Sedan, Haguenau, La Ciotat, Auch, Libourne, Millau, Forchbach, Le Cannet, Saumur.

x Les 10 "observations" suivantes :

ce sont respectivement : Le Petit-Quevilly, Le Bouscat, Cognac, Villeneuve-sur lot, Avion, Fontaine, Thonon-les-bains, Carpentras, Cagnes-sur-mer, Le Chambon-Feugerolles.

▪ Les 10 dernières "observations" :

ce sont respectivement : Anglet, Fécamp, Lons-le-Saunier, Annonay, Morlaix, Longwy, Villenave -d'Ornon, Tulle, Cahors, Vaulx-en-Velin.

RESULTATS ET CONCLUSIONS:

Lorsque seules les 10 premières villes sont portées sur la carte, aucun alignement n'apparaît. Lorsqu'on ajoute les 10 villes suivantes, les alignements suivants apparaîssent :

1)Bordeaux (Le Bouscat) - Libourne - Thonon-les-Bains.

2)Millau - Le Chambon-Feugerolles - Haguenau.

3)Rouen (Le petit Quevilly) - Carpentras - La Ciotat.

4)Thonon-les-Bains - Grenoble (Fontaine) - Carpentras.

Toutefois, il faut remarquer que l'alignement 3 dépasse en longueur la corde moyenne; il ne peut donc être retenu. On dispose donc à ce niveau de 3 alignements de 3 points. On ne dispose pas d'alignement de 4 points.

Lorsqu'on porte sur la carte les 10 dernières "observations", les alignements supplémentaires suivants apparaîssent :

5) Le Bouscat - Saumur - Fécamp.

6) Auch - Lyon (Vaulx-en-Velin) - Thonon-les-Bains.

Analyse des alignements :

Il semble d'abord utile de préciser que l'on pourrait, peut-être, trouver de nouve alignements entre ces villes. En ce qui me concerne, j'ai estimé, devant l'ampleur des résultats, que ce petit jeu suffisait. (1)

- On peut remarquer l'absence des alignements de 5 ou 6 "observations."
- L'alignement BORDEAUX (Le Bouscat) - Libourne - Thonon-les-Bains n'est pas très probant du fait de la faible distance entre les 2 premiers points. Ceci est valable également pour l'alignement : La Ciotat - Carpentras - Le Petit-Quevilly, qui par ailleurs a déjà été supprimé.
- Noter le fait que Cognac se trouve presque sur l'alignement Le Bouscat-Fécamp, et qu'il contribue à obtenir un pseudo-alignement de 4 "observations". Cette remarque est valable pour le Chambon-Feugerolles qui est presque sur l'alignement Auch - Vaulx-en Velin - Thonon-les-Bains, devenant ainsi un pseudo alignement de 4 "observations".
- On totalise donc :

- 1 alignement de 4 (Millau - Le Chambon-Feugerolles - Lons-le-Saunier-Haguenau)
- 2 alignements de 3 pseudo 4
- 2 alignements de 3 "normaux"
- 1 alignement de 3, trop long pour être retenu
- 14 "observations virgiliennes", isolées
- 2 "observations" presque situées sur un alignement : Cognac, Le Chambon-Feugerolles.

Nombre de points par alignement : Cognac exclu : **3,2**
Cognac inclu : **3,4**

Nombre d'alignement par points : 0,166 = probabilité pour un point d'être sur un alignement.

Comment un phénomène aussi improbable, à priori, qu'un alignement de 4 observations $(2.10^{-7} \leq P(E) \leq 4.10^{-4})$ peut-il se produire ? Comment se fait-il qu'on obtienne également tant d'alignements de 3 "observations" ? Pourquoi aucun alignement de 5 ou 6 ?

- Pourquoi tant d'alignements de 3 "observations"?

Si E est l'évènement : "3 observations alignées", on a :

$$3{,}245.10^{-4} \leq P(E) \leq 2{,}08.10^{-2}$$

Evaluons les extrèmes du nombre total d'alignements de 3"observations" que nous pouvons espérer en fonction du nombre des villes reportées sur la carte :

$$N_{max} = C_{30}^{3} \times 10^{-2} = 4060 \times 10^{-2} = 40{,}6$$

(on prend 10^{-2} et non $2{,}08.10^{-2}$ pour les raisons évoquées p.6).

$$N_{min} = C_{30}^{3} \times 3{,}245.10^{-4} = 4060 \times 3{,}245.10^{-4} \simeq 1{,}32$$

(1): J'ai sûrement oublié des alignements pour la simple et bonne raison que j'ai abandonné leur recherche. Les alignements trouvés ont été déterminés visuellement par simple lecture d'une carte Michelin au millionième. Il serait indispensable, comme me l'a signifié Jacques SCORNAUX, de refaire l'étude avec les coordonnées des points et l'équation d'un grand cercle pour savoir si le "presque" correspond ou non à une distance inférieure à 7,71 km. Mais, cela n'est pas utile ici. J'ai uniquement mentionné la présence des pseudo-alignements pour information. Ils n'ont qu'une valeur anecdotique. Etre édifié à leur sujet n'apporterait rien au déroulement ultérieur de l'étude.

On voit donc que le chiffre que nous avons obtenu, 8 alignements de 3 (4 de 3, plus un de 4 valant à lui seul 4 alignements de 3) se situe dans la gamme des nombres possibles et constitue une situation presque défavorable. (1)

On serait en droit de dire : nous n'avons obtenu que 8 alignements de 3. A noter que Nmax vaut, en fait, 41, car nous ne pourrions pas, si l'occasion s'en présentait admettre un 41ème alignement de 3 comme significatif. Nous serions encore obligés de le concéder au hasard. (2)

Il y a donc accord entre la théorie et les résultats expérimentaux.

. On pourrait mener la même étude pour montrer que notre unique alignement de 4 est dans les normes, et qu'il n'est pas étonnant qu'aucun alignement de 5 ou de 6 "observations" n'apparaîsse, vu l'effectif de l'échantillon reporté sur la carte.

Considérons maintenant la probabilité, pour une des observations prise au hasard, d'être sur un alignement de 3 observations. Soit P cette probabilité.

Si N est le nombre total des observations pour la période considérée.
Si p_1 est la probabilité minimum d'un alignement de 3 points
Si p_2 est la probabilité maximum d'un alignement de 3 points
et n, le nombre total d'alignements de trois points. Alors :

$$C_N^3 \, p_1 \leq n \leq C_N^3 \, p_2$$

Le nombre de points engagés dans l'ensemble des alignements de 3 points est 3 n si nous nous plaçons volontairement dans le cas particulier où nous avons affaire uniquement à des alignements de trois points non concourants.

(1) En rapport vraisemblablement avec le fait que j'ai abandonné la recherche des alignements après avoir répertorié ceux qui "sautaient aux yeux". Cependant, il est hors de question de penser que le nombre total puisse approcher, égaler ou , à fortiori, dépasser la valeur limite de 41 pour l'échantillon étudié ici.

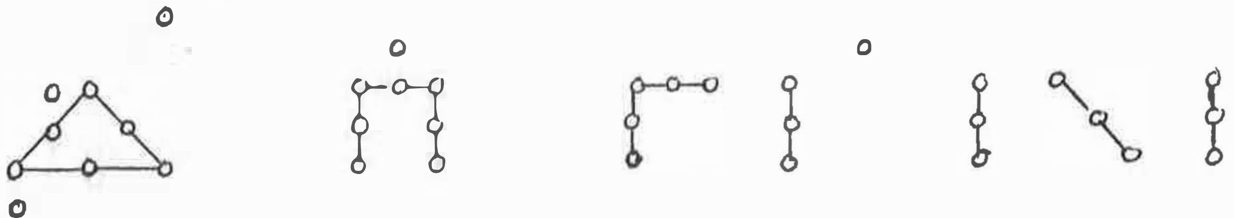
(2) Commentaire de Jacques SCORNAUX : "un 42ème, un 45ème ou même 50ème valeur alignement ne serait toujours pas significatif : Nmax est, comme toute statistique , une moyenne valable pour un grand nombre d'essais. Un essai individuel peut être loin au-dessus ou en dessous. L'indice "max" est trompeur : il vise simplement le cas où tous les alignements ont la plus grande largeur possible, et n'est donc pas une valeur réellement insurpassable par le hasard (encore que je convienne que le dépassement doive être rare)."

En fait Nmax, cas le plus favorable, correspond au produit du nombre des triplets d'observations possibles dans l'échantillon par la probabilité maximum, qui se trouve être celle qui correspond à un triplet aligné sur une longueur maximum (limitée pour l'étude à celle de la corde moyenne, de façon à être compatible pour les alignements de 3 points, dont il est question, avec la probabilité maximum tolérée en début d'étude pour un couloir). Contrairement à l'opinion de Jacques SCORNAUX, Nmax n'est pas une moyenne mais un maximum. Un essai individuel peut donc être loin au-dessous(et c'est le cas) mais jamais au-dessus. S'il l'est, il ne peut être imputé au hasard.

Dans ces conditions :

$$P = \frac{3n}{N} \Rightarrow \frac{3C_N^3 p_1}{N} \leqslant P \leqslant \frac{3C_N^3 p_2}{N} \xrightarrow{(I)} \boxed{\frac{(N-1)(N-2)}{2} p_1 \leqslant P \leqslant \frac{(N-1)(N-2)p}{2}}$$

En effet, si les alignements n'étaient pas tous distincts, cette formule serait inapplicable et Jacques SCORNAUX nous en donne un exemple, pour un même effectif total de 9 observations.



3 alignements 6 points participants	3 alignements 7 points participants	3 alignements 8 points participants	3 alignements 9 points participants

Dans ce cas, le rapport $P = \frac{n}{N}$ varie et prend successivement les valeurs :

$$\frac{2}{3}, \frac{7}{9}, \frac{8}{9} \text{ et } 1$$

Revenons à la formule (I) :

P est une probabilité; elle peut donc varier entre 0 et 1; l'étude ne pourra donc être faite que pour les valeurs du nombre total d'observations (N) compatibles avec les exigences du domaine de définition de la probabilité P.

Nous avons donc la restriction suivante : $\frac{(N-1)(N-2)}{2} p_2 \leqslant 1$

soit : $N \leqslant 15,65$, c'est-à-dire 15;

p_2 valant, je le rappelle : $10.^{-2}$

Autrement dit, pour un nombre d'observations voisin de quinze, la probabilité que chaque point participe à un alignement est voisine de 1. Dans ce cas, la probabilité d'un alignement (produit des probabilités que chacun des points participe à l'alignement) est considérablement élevée et peut rendre compte de paradoxes tel, par exemple, que l'apparition d'un ou deux alignements de trois observations dans un lot de dix.

Dans l'inéquation $(N-1)(N-2)p_2 \leq 1$ intervient la valeur ε. En effet, $p_2 = 2\varepsilon$ Dmax. Dmax est constante, et la valeur de ε a été choisie dès le début de cette étude. Si nous voulions considérer les alignements de trois constatés lorsque l'effectif total N est supérieur à douze, il nous faudrait reconsidérer la valeur de l' ε de façon à ce que l'inéquation soit toujours vérifiée. Ce qui revient à dire que l'étude est toujours possible, même pour les grandes valeurs de l'effectif total des observations à condition d'affiner la taille des couloirs.

CRITERE D'ACCEPTABILITE D'UN ALIGNEMENT :

Une série d'alignement sera significative à partir du moment où aucun d'entre eux ne peut être imputable au hasard. Ce qui revient à faire $Nmax < 1$.

Or, $Nmax = C_N^3$ Pmax (probabilité maximum associée à un alignement de 3).

Critère d'acceptabilité d'un alignement de 3 observations :

Nous sommes dans le cas particulier d'un seul alignement (qui ne peut donc être concourant) dont nous voulons trouver le seuil de signification. Dans ces conditions :

$$C_N^3 \ Pmax < 1$$

$$\text{or } Pmax = 10^{-2} \longrightarrow C_N^3 \leq 100 \longrightarrow N(N-1)(N-2) < 600$$

$$\text{or } N = 10 \quad N(N-1)(N-2) = 720 \text{ et } N = 9 \quad N(N-1)(N-2) = 504$$

Nmax = 9

Un alignement de trois observations ne sera acceptable que s'il est issu d'un lot maximum de 9 observations.

Critère d'acceptabilité d'un alignement de 4 observations :

$$C_N^4 \ Pmax < 1 \qquad \text{or} \qquad Pmax = 4{,}33.10^{-4} \longrightarrow C_N^4 \ 4{,}33.10^{-4} < 1 \longrightarrow C_N^4 < 2309$$

$$\text{or } C_{16}^4 = 1820 \text{ et } C_{17}^4 = 2380$$

Nmax = 16

Un alignement de quatre observations ne sera acceptable que s'il est issu d'un lot maximum de 16 observations.

Critère d'acceptabilité d'un alignement de 5 observations :

$$C_N^5 \ Pmax < 1 \qquad \text{or} \qquad Pmax = 9.10^{-6} \longrightarrow C_N^5 \ 9.10^{-6} < 1 \longrightarrow C_N^5 < 111\,111$$

$$\text{or } C_{28}^5 = 98\,280 \text{ et } C_{29}^5 = 118735$$

Nmax = 28

Un alignement de cinq observations ne sera acceptable que s'il est issu d'un lot maximum de 28 observations.

Critère d'acceptabilité d'un alignement de 6 observations :

$$C_N^6 \ Pmax < 1 \qquad \text{or} \qquad Pmax = 1{,}872.10^{-7} \longrightarrow C_N^6 \ 1{,}872.10^{-7} < 1 \longrightarrow C_N^6 < 5347600$$

$$\text{or } C_{42}^6 = 5245786 \text{ et } C_{43}^6 = 6096454$$

Nmax = 42

Un alignement de six observations ne sera acceptable que s'il est issu d'un lot maximum de 42 observations.

- Pour compter le nombre d'observations rapportées, nous sommes obligés de définir une périodicité. Bien qu'en supposant la nature intelligente du phénomène OVNI, je ne vois aucune raison pour que les éventuelles entités qui les piloteraient, se basent sur un rythme circadien. Il existe même de bonnes raisons de penser le contraire. Cependant, nous sommes encore une fois obligés ici de trancher arbitrairement la question, par ignorance. Je pencherais pour une étude du phénomène basée sur une périodicité de 24 heures et ceci en fonction des arguments suivants :
  - toute périodicité autre que 24 heures serait tout aussi aléatoire,
  - il n'est pas envisageable, à cause de la faiblesse des échantillons d'envisager une périodicité inférieure à 24 heures,
  - une périodicité supérieure à 24 heures, bien qu'elle permettrait d'avoir des échantillons plus grands, créerait une situation paradoxale au sens où l'effectif supérieur à 9, 16, 28 ou 42 rendrait impossible les conclusions.
- Il existe un corollaire à la dernière proposition : les "couloirs permanents" chers à Jean-Gérard DOHMEN sont des aberrations. Il est, en effet, absurde de prétendre que des couloirs sont permanents sur des périodes où le nombre total de cas rapportés excède de beaucoup les 42 nécessaires à rendre nulle toute conclusion sur les alignements de 6 !

EXAMEN RAPIDE DE LA LIGNE ORTHOTENIQUE "BAVIC"

31 observations furent faites le même jour que BAVIC, ou plutôt furent rapportées pour le même jour. Est-ce à dire que BAVIC est remarquable ($31 < 42$) ? Si nous étions sûrs du chiffre 31, le problème serait tranché. En effet, aucun alignement de 6 observations issus d'un lot de 31 observations n'est théoriquement imputable au hasard. Cependant, la valeur ε intervenant dans la probabilité d'un alignement a été déterminée arbitrairement. Nous ne pouvons donc trancher définitivement la question. Tout au plus, pouvons nous quantifier la probabilité que BAVIC soit imputable au hasard. Cette probabilité s'exprime sous la forme :

$$C_{31}^{6} \; 1{,}872 \cdot 10^{-7} \approx 0{,}138$$

Il est donc assez peu probable que BAVIC soit dûe au hasard, si elle contient effectivement 6 observations (les avis sont très partagés à ce sujet) et si le nombre d'observations recensées pour ce jour n'excède pas les 31 rapportées généralement (fait également très discuté, comme nous le verrons).

Si N désigne le nombre d'observations pour une journée considérée et n le nombre de points par alignements étudiés C_N^n Pmax quantifie d'une manière générale la probabilité qu'une structure alignée de n points soit imputable au hasard. Cette formule est applicable dès lors que N est inférieure à la valeur limite du lot dans lequel des alignements de n points sont remarquables. Il semble qu'on doive considérer BAVIC comme une singularité dans laquelle la part du hasard, aussi improbable soit-elle, ne doit pas être exclue, à priori.



Echelle 1:12000000 1cm = 120 km

LIGNE "BAVIC"

Jacques SCORNAUX ("L'orthoténie, un grand espoir déçu ? INFORESPACE N° 23 p. 54) remarque que BAVIC est perpendiculaire (0789 °) à l'alignement BRUTUS ("couloir permanent") qui traverse la Belgique.

Cette constatation intéressante aurait dû faire l'objet d'une approche probabiliste visant à vérifier si sur le nombre d'alignements rapportés, il n'était pas probable qu'il y en ait un perpendiculaire à BAVIC. Cette étude quantitative ne sera pas abordée ici car elle ne s'inscrit pas dans la ligne générale de l'exposé, mais elle sera abordée à la fin de l'annexe II.

CONCLUSION SUR BAVIC :

Pour moi, donc BAVIC est un phénomène singulier. C'est-à-dire que de toute façon, qu'elle soit due au hasard ou qu'elle relève d'une démarche intelligente, l'absence de répétition probante de ce phénomène lui supprime, de toute manière, tout intérêt ou presque. Ceci n'enlève rien au mérite d'Aimé MICHEL d'avoir eu l'idée de chercher des alignements sur une carte.

Même si le professeur David SAUNDERS a pu montrer que le contenu informationnel de BAVIC était très largement supérieur au seuil d'exclusion du hasard, les constatations suivantes rapportées par Jacques SCORNAUX confèrent une faible valeur à la théorie :

- On n'est pas toujours sûr des dates de certaines observations.
- Il est possible qu'existe un réel désordre dans le phénomène, c'est-à-dire que la théorie soit caduque.
- Toutes les observations ne sont pas rapportées (argument dont nous avons déjà parlé).
- Les phénomènes pourraient avoir plusieurs origines.
- Dès qu'on fait varier les 3 paramètres suivants : longueur du couloir, nombre de points par alignement et nombre total de points, des fluctuations énormes apparaîssent et empèchent de tirer des conclusions définitives.

- François TOULET remarque que le phénomène OVNI est non équiréparti, qu'il existe des "départements à OVNI". Il en résulte que si un alignement au hasard traverse une région à OVNI, il se chargera de points.
- J'ajouterai à cette liste encore non-exhaustive, l'éventuelle fausseté de la détermination arbitraire du rythme comme circadien.
- L'étude des "alignements" et de la répartition des OVNI sur le territoire, ne pouvait qu'être déterministe. Des observations devaient découler des lois prévisionnelles. L'orthoténie ne rend pas compte des faits observés et il est impossible de s'en servir pour prévoir une observation, et en ce sens, elle est caduque vis à vis du déterminisme.
- Aimé MICHEL le reconnait lui-même : il ne semble pas qu'il existe une orthoténie mais les alignements existent, eux, indiscutablement. (1)
- Il existe, à mon sens, un dernier facteur limitatif, et il n'est pas des moindres : si l'on suppose que les OVNI relèvent dans leurs évolutions d'une certaine intelligence, ils n'ont aucune raison de se préoccuper de nos frontières. Il s'avère alors que l'étude sur le seul territoire national est trop restrictive. Cependant, pour l'extension de la théorie à l'ensemble des terres emmergées, on doit tenir compte du rayon de courbure de la terre et abandonner les droites Euclidiennes pour les lignes géodésiques. Il est alors possible de généraliser l'étude à l'ensemble de la planète.

(1) Jacques SCORNAUX m'a fait, à juste-titre d'ailleurs, le reproche d'isoler un alignement de son contexte en établissant des seuils d'acceptabilité. Par simple comparaison avec ces seuils de l'effectif total des observations pour une journée considérée, je déclare un alignement acceptable ou non. Il me faut, cependant, considérer, dit-il, les jours où pour un effectif total supérieur au seuil, aucun alignement n'a été remarqué, et ceux pour lesquels de nombreux alignements ont été découverts bien que l'effectif total des observations soit très inférieur au seuil.

suite du renvoi(I)

C'est un problème à part. Etant donné que par un calcul simple (C_N^n Pmax) on peut quantifier la probabilité qu'un alignement soit dû au hasard, pour toute valeur de N inférieure au seuil, il est parfaitement envisageable en composant ces probabilités de quantifier la part de hasard dans chaque réseau journalier pour toutes les valeurs de N mentionnés ci-dessus.

D'un autre côté, comme Jacques SCORNAUX le suggère, on peut prendre le problème inverse : si nous avons 3, 4 ou 5 alignements de n points, par exemple, il est possible de rechercher le nombre total d'observations limite à partir duquel l'obtention d'une telle structure au hasard est concevable. Les sujets d'études ne manquent pas.

L'ORTHOTENIE GENERALISEE

DETERMINATION DE LA VALEUR ε :

Tous les couloirs étant égaux et ayant pour périmètre celui des grands cercles, leur surface équivaudra à $2\varepsilon \times 2\pi R \longrightarrow 4\pi\varepsilon R$.
Déterminons ε pour que le rapport de la surface d'un couloir à la surface totale du globe soit, comme dans le cas précédent, égal à 10^{-2}.

$$\frac{4\pi\varepsilon R}{4\pi R^2} = 10^{-2} \longrightarrow \varepsilon = 10^{-2} R \simeq 64 \text{ km.}$$

Il s'avère nécessaire de reconsidérer ε. En effet, même si la surface totale du couloir n'excède pas 10^{-2}, il semble aberrant de parler d'alignement pour une bande de terrain de 128 km de large ! $\varepsilon' = \varepsilon/10$ serait une valeur plus tolérable.

Jacques SCORNAUX pense qu'il est arbitraire de reconsidérer la valeur ε. Une large bande de terrain, dit-il, peut fort bien être significative si la proportion d'observations qui s'y placent est suffisante. Je suis bien d'accord mais dans ce cas, l'étude à mener viserait à savoir pourquoi tant d'observations sont localisées dans la même bande, c'est-à-dire à connaître la particularité de cette bande mais la notion d'alignement doit être réservée aux bandes étroites pour justifier ce nom.
L'étude sera donc menée pour une valeur :

$$\boxed{\varepsilon = 10^{-3}}$$

La probabilité associée au couloir sera donc réduite dans les mêmes proportions et vaudra donc elle aussi 10^{-3}.

CARACTERISTIQUE D'UN ALIGNEMENT :

Tout point du globe est caractérisé par 2 angles : la latitude qui quantifie dans le sens Nord-Sud l'écart du point au plan équatorial et la longitude qui quantifie dans le sens Est-Ouest l'écart du point au méridien de référence, en l'occurence celui de GREENWICH.

La connaissance de ces 2 angles caractérise un point et la connaissance des coordonnées de 2 points permet d'établir l'équation de la médiane du "couloir orthoténique". La formulation mathématique de cette équation ne présente aucun intérêt dans la présente étude. On la trouve, par ailleurs, dans n'importe quel livre de mathématique des classes de seconde et première scientifiques. Jacques SCORNAUX la rappelle également dans son étude de l'orthoténie parue dans Inforespace (voir bibliographie).

Dans cette étude, nous considèrerons uniquement les probabilités associées aux couloirs; la détermination de leur équation n'est ici d'aucun intérêt.

FLUCTUATION DES PROBABILITES D'ALIGNEMENT DE n OBSERVATIONS :

Calcul de la valeur supérieure :

La probabilité associée au couloir est égale au rapport de sa surface à la surface totale du globe.

$$P = \frac{4\pi\varepsilon R}{4\pi R^2} = \frac{\varepsilon}{R} = 10^{-3}$$

$$P_{max} = (10^{-3})^{n-2}$$

Calcul de la valeur minimum :

10^{-3} = surface du couloir entier. La valeur minimum correspond à celle où les observations se trouvent dans des "zones de probabilité de présence" jointives. Pour un alignement de n observations, il s'agira d'une surface de 2ε et $2\varepsilon n$ de côté.

La probabilité associée sera donc $\left(10^{-3} \cdot \frac{2 \varepsilon n}{2 \pi R}\right)^{n-2} = \left(10^{-3} \cdot \frac{\varepsilon n}{\pi R}\right)^{n-2}$

Donc si n est l'effectif de l'alignement et ε l'évènement "n observations alignées":

$$\left(10^{-3} \frac{\varepsilon n}{\pi R}\right)^{n-2} \leqslant P \quad (E) \leqslant (10^{-3})^{n-2}$$

Calculons les maximum de cette probabilité pour n = 3, 4, 5 et 6.

$n = 3 \longrightarrow 10^{-3}$ $\qquad n = 4 \longrightarrow (10^{-3})^2 \longrightarrow 10^{-6}$

$n = 5 \longrightarrow (10^{-3})^3 \longrightarrow 10^{-9}$ $\qquad n = 6 \longrightarrow (10^{-3})^4 \longrightarrow 10^{-12}$

CRITERE D'ACCEPTABILITE D'UN ALIGNEMENT DE n OBSERVATIONS :

Un nombre de n observations n'est acceptable que s'il est issu d'un nombre total maximum N, tel que $C_N^n \; (10^{-3})^{n-2} < 1$. C'est une équation à 2 inconnues et elle est unique. Ce n'est donc pas un système de Kramer. Il est donc nécessaire de fixer des valeurs à n et de rechercher alors les valeurs correspondantes de N J'en laisse le soin au lecteur car tel n'est pas ici mon propos.

De l'inéquation précédente, nous pouvons déduire la probabilité qu'un alignement de n points soit dû au hasard s'il est issu d'un lot de N points inférieur au seuil critique d'acceptabilité de N.

$$P = C_N^n \cdot (10^{-3})^{n-2}$$

VALEUR INTRINSEQUE D'UN ALIGNEMENT :

Pour l'étude des alignements, nous sommes obligés de considérer le cercle orthoténique entier. Il en résulte que la probabilité d'un alignement quelconque de n points est $(10^{-3})^{n-2}$.

Mais un alignement est d'autant plus probant qu'il est réparti sur une portion réduite D du cercle orthoténique.

La probabilité spécifique associé à un tel alignement est :

$$\left(10^{-3} \cdot \frac{D}{2 \pi R}\right)^{n-2},$$

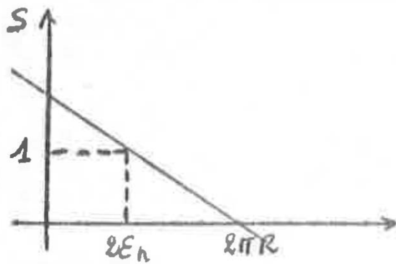
avec $2 \varepsilon n \leqslant D \leqslant 2 \pi R$

$$\lim_{D \to 2 \pi R} \left(\frac{10^{-3} \; D}{2 \pi R}\right)^{n-2} = (10^{-3})^{n-2},$$

$$\lim_{D \to 2 \varepsilon n} \left(10^{-3} \cdot \frac{D}{2 \pi R}\right)^{n-2} = \left(10^{-3} \cdot \frac{\varepsilon n}{\pi R}\right)^{n-2}$$

On retrouve donc bien les résultats de l'étude des fluctuations de probabilité d'un alignement.

A cette loi de probabilité, il est possible d'associer un degré de signification de l'alignement déterminant la valeur intrinsèque de cet alignement.
Cet indice est tel qu'il vaut 1 quand $D = 2\mathcal{E}n$ et 0 quand $D = 2\pi R$.



Son domaine de définition est :

$$[2\mathcal{E}n\ ,\ 2\pi R]$$

On montre que $S = \frac{1}{2\mathcal{E}n - 2\pi R} D - \frac{2\pi R}{2\mathcal{E}n - 2\pi R}$

Soit : $$S = \frac{2\pi R - D}{2\pi R - 2\mathcal{E}n}$$

NOMBRE D'ALIGNEMENTS COMPTANT STRICTEMENT n POINTS DANS UN LOT AU HASARD DE N POINTS :

$$N(n) = C_N^n\, P^{n-2}\, (1-P)^{N-n}$$

ou P désigne la probabilité associée à un couloir orthoténique, soit 10^{-3}.

PROBABILITE D'OBTENIR x ALIGNEMENTS DE n OBSERVATIONS STRICTEMENT DANS UN LOT AU HASARD DE N OBSERVATIONS :

Nous devons donc avoir x lots de n observations alignées et le reste des lots de n observations non alignées. Le nombre de lots de n observations différents issu d'un total de N observations est :

$$C_N^n = N'$$

Dans ces conditions : $$P(x) = (P^{n-2})^x\, (1-P^{n-2})^{N'-x}\, C_{N'}^x$$

Cette loi de probabilité est dite "loi binomiale". On montre que sa moyenne est :

$\mu = P^{n-2}$ et que son écart-type est $\sigma = \sqrt{\frac{P^{n-2}(1 - P^{n-2})}{N'}}$

. Il est possible de simplifier la formule de P (x), où la différence $(1-P^{n-2})$ peut être assimilée à 1 pour une valeur limite du nombre n que nous allons maintenant estimer.

. Si $n = 3 \longrightarrow (1-P^{n-2}) = (1-P)$. L'erreur systématique atteint les 10% dès que la différence $N'\ x \longrightarrow (C_N - x)$ atteint la centaine; or, elle l'atteint très rapidement.

. Si $n = 4 \longrightarrow (1-P^{n-2}) = (1-P^2)$. Le calcul donne $(1-P^2)^{5000} \simeq 0,9954$.

Autrement dit, même pour des valeurs énormes de l'exposant, l'erreur systématique est négligeable. Il est donc possible, par exemple, d'étudier les alignements de 4 observations dans un échantillon dont l'effectif total peut atteindre 20 (C_{20}^4 = 4845) sans que l'erreur systématique n'excède 0,45%.

C'est très bon. L'erreur dûe à l'approximation est négligeable. C'est d'autant meilleur que plus l'échantillon est grand (donc plus l'erreur systématique augmente sans prendre pour cela des proportions alarmantes) plus les chances que l'alignement ou les alignements n'ait aucune signification car nous nous rapprochons progressivement du seuil d'acceptabilité.

Il en résulte qu'il est conseillé d'utiliser la formule générale pour n = 3 et qu'à partir de n = 4 on peut utiliser la formule simplifiée suivante :

$$P\ (x) = (P^{n-2})^{x}\ C_{N'}^{x}$$

Si nous pouvions approximer la loi binomiale P (x) par une "loi normale centrée et réduite" ou "loi de Laplace-Gauss", il serait alors possible de quantifier l'écart entre les chiffres prévus par la théorie et les données de l'observation. La table de probabilité dite "table de l'écart-réduit" permettrait d'associer un degré de signification à chaque groupe d'alignements.

La méthode d'association d'un degré de signification à chaque alignement, en fonction de sa longueur, méthode proposée plus haut, permet, une fois généralisée, de résoudre ce problème quel que soit le nombre d'alignements et le nombre des points par alignement, par combinaison des degrés de signification. Cependant, nous aurions là une méthode globale pour caractériser n'importe quel groupe d'alignement de n points par un degré ayant la précision des tables de probabilités.

Cette étude n'est malheureusement pas réalisable pour les raisons suivantes :
La condition d'approximation d'une loi binomiale par une loi normale réduite est telle que le produit de l'effectif total (ici N') par la probabilité de l'évènement élémentaire (ici P^{n-2}) soit $\geqslant$ 10.

$N'\ (10^{-3})^{n-2} \geqslant 10$ ex pour n=3 $N'\ 10^{-3} \geqslant 10 \longrightarrow N' \geqslant 10^{4}$

. Si n = 3 $C_N^3 > 10^4$ or $C_N^3 = \frac{N(N-1)\ (N-2)}{6} \longrightarrow N(N-1)(N-2) > 60000$

or $40 \times 39 \times 38 = 59280$ et $41 \times 40 \times 39 = 63960 \Longrightarrow N \geqslant 41$.

Pour ces valeurs de N tout alignement de 3 observations est vraisemblablement dû au hasard.
Lorsque n prend les valeurs 4, 5 et 6, l'ordre de grandeur des C_N^n correspondant est respectivement de 10^{7}, 10^{10} et 10^{13}. Dans ce cas, N prend des valeurs telles qu'aucun des alignements ne serait significatif, ces valeurs étant très supérieures aux seuils d'acceptabilité.

Il est, par contre, possible d'approximer la loi binomiale par une "loi de Poisson". Comme la probabilité de l'évènement élémentaire P^{n-2} est très petite, on se trouve même dans les conditions optimales d'approximation !

- Dans le cas de la loi de Poisson, la probabilité pour qu'on observe x alignements de n observations s'exprime comme suit :

$$P\ (x) = e^{-m}\ \frac{m^{x}}{x\ !}$$

ou $\underline{m}$ représente la moyenne de la loi de probabilité précédente, multipliée par l'effectif total des combinaisons de $\underline{n}$ points dans l'ensemble des N points de l'échantillon.

soit $m = N'\ P^{n-2} = C_N^n\ P^{n-2}$

Cette approximation est surtout utile pour les cas où N implique des calculs factoriels particulièrement fastidieux.

La seconde raison qui fait qu'une telle étude permettant l'utilisation des tables est, à mon sens, irréalisable, est que, de toute façon, une telle étude n'aurait un sens que si l'on remplaçait $\overline{P}$ par sa meilleure estimation, à savoir $\overline{P}o$($\overline{P}$ observée), c'est-à-dire tirée de la largeur moyenne observée des véritables couloirs. Or, à ma connaissance, cette valeur n'a jamais été, je ne dirais pas calculée, mais estimée. Tant que cela ne sera pas fait, et je le répète pour les VERITABLES couloirs, c'est-à-dire les plus probants, ceux qui sont les plus "raisonnables", alors même si l'approximation par la loi de Gauss était possible, nous ne pourrions obtenir que des "indices relatifs de signification", sans valeur intrinsèque. (1)

Peut-être, est-il possible par des moyens détournés de pouvoir quantifier l'écart entre les observations et la loi théorique portant sur un critère de l'orthoténie.

Un jour, peut-être, quelqu'un en trouvera l'idée maîtresse qui ne m'était pas venue à l'esprit.

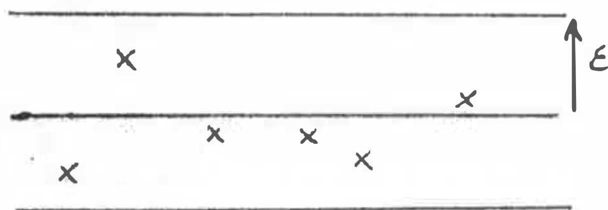
CONCLUSIONS:

Pour chaque théorie , la restreinte comme la généralisée, je n'ai posé qu'une seule condition. Elle porte sur l'évaluation de la limite de l'aire des couloirs en pourcentage de l'aire totale. C'est volontairement que j'ai choisi une valeur assez importante, ceci allant contre l'orthoténie. Nous avons alors indiqué qu'il était possible à l'intérieur de chaque couloir de quantifier l'écart entre l'observation et l'alignement parfait. A partir de cette seule évaluation arbitraire, que je pense raisonnable, nous avons pu déduire ce qui suit :

- Les fluctuations des probabilités d'alignements fortuits des observations, qui semblent faibles sauf pour les alignements de 3 observations dont nous avons été obligé de rectifier la limite supérieure pour respecter l'accord avec l'hypothèse de départ (P du couloir $\leqslant 10^{-8}$).

---

(1) Bien entendu, comme Jacques SCORNAUX me l'a fait remarquer, la largeur moyenne observée des couloirs existant "sur le terrain" et concernant les observations réelles est théoriquement impossible à estimer pour la simple et bonne raison que nous fixons nous mêmes cette valeur. J'entends par "largeur moyenne observée", la valeur moyenne de l'éloignement des observations à la médiane du couloir obtenue à partir d'une étude des couloirs les plus probants.



2ε = largeur maximum tolérée pour un alignement (déterminée arbitrairement).

$2d$ = largeur moyenne observée pour cet alignement avec

$$d = \sum \frac{d_i}{n}$$

où n est le nombre d'observations inclues dans le couloir.

Dans ce cas Po serait établie à partir de d correspondant à l'ε observé (ε_o).

Et les lois de probabilité tiendraient compte de Po.

. La simulation de l'orthoténie nous a fait prendre conscience du fait qu'une faible probabilité n'est rien et que ce qui compte c'est l'effectif total de l'échantillon, d'où l'idée d'établir des critères d'acceptabilité des alignements.

. Les précédentes données de l'étude nous amenèrent alors à porter un regard critique sur BAVIC, qui reste remarquable mais est un évènement singulier donc d'aucune valeur pour une étude déterministe.

. La généralisation nécessaire de l'étude à l'ensemble de la planète permet de montrer qu'actuellement il n'est pas possible de disposer de l'outil pratique que constituent les tables de probabilités pour quantifier l'écart entre la théorie et les observations sur un critère "orthoténique".

Pour ou contre l'argumentation de MENZEL :

Dans le paragraphe "Do Flying Saucer move in straight lines ?" ("les soucoupes volantes se déplacent-elles en ligne droite ?") paru dans "UFO's a scientific debate" MENZEL retient, entre autres ces arguments contre la thèse orthoténique :

. "Je ne vois pas pourquoi la position des observations aurait une importance". En ce qui me concerne, je ne vois pas pourquoi elle ne pourrait pas en avoir....

. "Le cycle de 24 h. est arbitraire". Entièrement d'accord; cependant, tout autre cycle le serait autant, et le rythme circadien est pratique.

. "Michel sort parfois une observation étrangère pour faire "coller" une ligne orthoténique, mais combien d'observations sont restées dans l'ombre qui auraient grandement infirmé la thèse orthoténique". Argument parfaitement recevable, ce qui l'est moins c'est de prétendre qu'Aimé MICHEL l'ait fait dans le but de tricher et non pas sous le coup d'un enthousiasme bien compréhensible. La méthode d'approche que je propose évite ce genre de "prolongement émotionnel" du phénomène avec toutes ses conséquences.

. "Michel porte volontairement le même crédit à TOUTES les "observations," ceci fait augmenter les chances de rencontrer des "alignements". Quoi qu'en dise MENZEL ce système avait l'avantage d'autoriser l'appellation "situation d'observation" avec ses conséquences au niveau du jugement d'interprétation étant donné que le phénomène n'est pas dans ce cas "manipulé" par le chercheur qui fait un choix dont certains (dont MENZEL, j'en suis sûr) n'auraient pas manqué de souligner la caractère subjectif. D'autre part, le fait de faire augmenter les chances d'avoir des alignements n'est pas apparu à Aimé Michel mais m'a amené à définir les critères d'acceptabilité.

. MENZEL pose la valeur de 5 miles (8,25 km environ) pour largeur maximum d'un couloir, et déplore qu'Aimé MICHEL ait retenu des couloirs atteignant souvent 10 miles. La valeur que j'ai choisie pour ε correspondant a une valeur voisine de 8 km, soit en accord avec les exigences de MENZEL.

. MENZEL reproche également à Michel de changer d'attitude en cours d'analyse, et de ne pas se trouver alors en situation objective vis-à-vis des statistiques. Ce reproche est fondé mais j'estime qu'il faut en connaître déjà un bon bout sur la malhonnêteté intellectuelle, pour faire le reproche à Michel de fausser délibérément ses recherches là où il ne faut voir, à mon sens (et je ne suis pas le seul) qu'un enthousiasme, qui bien que néfaste n'en est pas moins légitime.

Beaucoup plus constructives sont les critiques de Jean GIRAUD dans le numéro d'avril 1975 de INFO-OVNI intitulé "Le Lapin et le Renard" selon la propre expression de Michel.

. Sur les 31 observations collectées pour la journée du 2 octobre 1954, seules 8 se recoupent avec les 35 recueillies par LDLN ! Giraud dit en avoir collecté 68 en tout pour la même journée. Le grief qu'il retient contre l'orthoténie est que les dates et les localisations ont parfois été déformées par la presse .

. Il donne aux pages 2 - 3, un exemple de "canular notoire" qui pourtant s'aligne avec d'autres observations vraies elles. Suit un ensemble de faits prouvant que les "n'importe quoi" s'alignent comme le reste. C'est également ce que j'ai essayé de montrer par la simulation orthoténique à laquelle je me suis livré dans la "Théorie resteinte".

. Il constate également que seul 1% des observations parvient généralement au chercheur. J'estime, quant à moi, ce pourcentage trop faible.(1)

. Jean Giraud retient comme très intéressante la théorie de Dufour d'une corrélation de la ligne BAVIC et de la répartition des lieux d'origine des personnages célèbres. Au tout début de cette étude, j'ai eu l'occasion de dire que le rôle de "l'opérateur" en statistiques était de sélectionner d'abord parmi les corrélations à étudier celles qui s'écartent le moins des schémas logiques. Il apparaît, à mon sens, que la corrélation trouvée par Dufour avec les personnages célèbres n'aurait jamais dû logiquement faire l'objet d'une étude car trop en marge des corrélations possibles. Je m'explique un peu :

- Je suis sûr que si on cherchait à faire une corrélation entre la ligne BAVIC et la répartition des Africains, par exemple, on pourrait montrer avec un risque d'erreur assimilable à zéro que les dits Africains se trouvent en plus grand nombre au Sud qu'au Nord de BAVIC. Y a-t-il pour cela une relation de cause à effet ?

- Je ne sais pas comment Dufour a fait son étude et si sa démonstration de la corrélation repose sur 1 argumentation objective basée sur l'utilisation de la statistique ou sur des présomptions en rapport avec l'état émotionnel du moment, mais je lui accorderais le bénéfice du doute. Nous supposerons donc la corrélation avec les hommes célèbres parfaitement démontrée. On en arrive donc au jugement d'interprétation. Lorsqu'une corrélation est montrée, je ne connais que deux interprétations possibles:

---

(1)En effet, depuis de nombreuses années certains Ufologues ont entrepris la tâche énorme de recenser à l'échelon départemental l'ensemble des observations d'OVNI. Actuellement, plus de 10 catalogues sont achevés ou en cours d'élaboration. D'autre part, toutes les associations Ufologiques lancent régulièrement des appels à témoins dans les quotidiens d'information. Enfin et surtout la vague de l'automne 1954 a été considérablement fouillée. Les médias et les pouvoirs publics ont tout fait en 1954 pour collecter les données, et depuis de nombreux Ufologues se sont lancés dans la tâche pénible de reconstituer cette vague dans son intégralité. Pour ces nombreuses raisons, j'estime trop faible le pourcentage proposé par Giraud. En moyenne, il doit atteindre 5 à 10% et dépasse vraisemblablement les 20% pour la vague de 1954.

1) ou il y a liaison causale, c'est-à-dire qu'on est en présence de la cause et de l'effet,

2) ou il y a covariation de ces deux évènements (BAVIC et l'évènement : répartition des lieux de naissance des hommes célèbres). C'est-à-dire que ces deux facteurs varient conjointement à un troisième facteur qui reste à trouver... ce que Monsieur Dufour aurait dû faire, à moins qu'il soit toujours en train de chercher auquel cas je lui fais toutes mes excuses.

Il est certain que si la corrélation est montrée, de nouvelles études sont nécessaires pour trancher entre la covariation et la causalité.

III REFLEXIONS

Abandonnons un peu le domaine de la statistique pour faire un peu d'épistémologie, pour réfléchir un peu sur l'acquis. Plus on avance dans la recherche Ufologique plus on se persuade d'une manipulation du témoin par le phénomène. Jean Giraud va même jusqu'à penser que le phénomène nous leurre volontairement en "injectant" par-ci par-là une fausse observation qui se matérialise par un "témoin" qui se sent obligé de monter un canular. Je n'étais pas très chaud à l'idée de penser que le phénomène pouvait avoir tant de facilités d'action sur notre volonté. Il s'avère que je ne suis pas encore tout à fait mûr pour cette théorie, et je pense y entrevoir une ANTINOMIE. En effet : supposons un instant qu'effectivement nous soyons manipulés par un phénomène intelligent. Toutes les observations sont des leurres dans ce cas, destinées, peut-être à nous enseigner quelque chose, qu'en savons-nous. Pourquoi dans cette éventualité, le phénomène induirait un canular connu comme tel plutôt que de "faire" une observation de plus ? Cela peut sembler suffisant pour démonter l'hypothèse de la manipulation volontaire et nous rassurer. L'embêtant c'est que Giraud démontre la contre proposition en remarquant que dans les cas de canular les "mystificateurs" révèlent toujours des détails rares qui ne deviennent des "constantes" du phénomène que JUSTE APRES et POUR UNE TRES COURTE PERIODE ! !
On peut alors se demander comme Pierre GUERIN et Jacques VALLEE si nous ne sommes pas effectivement l'objet de manipulations. N'est-on pas en train d'user de psychologie sur nous ?
Serions-nous des rats de laboratoire qui ne savent pas qu'ils sont étudiés. L'Abeille ne sais pas qu'elle est exploitée par l'homme. L'Oie ne le sait pas non plus. Peut-être ne sommes nous que du bétail comme le pensait déjà Charles FORT. "Peut-être sommes nous la propriété de quelqu'un" se plaisait-il à dire ironiquement.
Coupons court à toutes ces spéculations à n'en plus finir. Toujours est-il que si nous sommes réellement manipulés nous ne pourrions comprendre du psychisme supérieur qui nous "guide", que ce qui est accessible à notre psychisme... par la force des choses. Point n'est besoin de faire de la psychologie intersidérale ou "Xenopsychologie" pour deviner cela.
L'heure est venue de conclure cette étude.

Il semble qu'il soit possible de dire que :

L'Orthoténie ne représente rien au sens où elle veut rendre compte d'un phénomène relevant d'un psychisme autre que le nôtre et par là même inaccessible pour la raison énoncée plus haut.

Par contre les alignements en général et BAVIC en particulier existent.

Ce sont cependant des structures au hasard sans signification particulière. L'Orthoténie est un leurre et nous l'avons décomposée. C'est un grand espoir déçu comme le dit Jacques SCORNAUX. Globalement, elle n'apporte rien et ne permet aucune prévision.

Maintenant, évidemment, si pour un jour particulier nous disposions d'un nombre restreint de cas ayant tendance à s'aligner et dont la signification (quantifié par l'écart moyen à la médiane des couloirs) était élevée, il nous faudrait les prendre en considération mais je doute que nous en tirions des enseignements utilisables ou facilement transposables au cas général.

Brunoy, le 30 octobre 1978

ANNEXE I

Estimation du "contenu informationel" des alignements de 3, 4, 5 et 6 observations dont les fluctuations de probabilité sont décrites dans la théorie restreinte.

Si P représente la probabilité d'un alignement, le nombre de bits correspondant au contenu informationnel, est donné par la formule :

$$\log_2 \frac{1}{P}$$

Les résultats sont les suivants :

Alignement de 3 observations :	$5,6 \leqslant$ nbre de bits $\leqslant 11,63$
Alignement de 4 observations :	$11,21 \leqslant$ nbre de bits $\leqslant 22,43$
Alignement de 5 observations :	$16,82 \leqslant$ nbre de bits $\leqslant 32,67$
Alignement de 6 observations :	$22,43 \leqslant$ nbre de bits $\leqslant 42,50$

Voici maintenant un calcul anecdotique qui je l'espère illustrera bien l'improbabilité de BAVIC.

BAVIC mesure 485 km D rapportée à l'unité (741,62 km) vaut 0,654.

La probabilité de BAVIC est donc $(2 \times 5,2.10^{-3} \times 0,654)^4 = 2,14.10^{-8}$

Plus clairement : la probabilité pour qu'un tel alignement soit dû au hasard est de 1 chance sur 46.728.970 ! Si cet alignement contient effectivement les 6 observations généralement rapportées. (Bayonne - Leucouacq - Tulle - Ussel - Gelles - Vichy) le contenu informationnel de BAVIC est 10/3 $\log_{10}$ 46728970 soit 25,565 bits.

Or $(26)^5$ = 11 881 376 et $(26)^6$ = 308.915.770

$$(26)^5 < 46\ 728\ 970 < (26)^6.$$

Il est donc plus probable de voir un chimpanzé écrire du premier coup le mot "Singe" à l'aide d'une machine à écrire d'enfant comprenant 26 caractères que d'obtenir au hasard un alignement comme BAVIC !

Qu'on songe déjà qu'il faudrait pouvoir aligner 11 881 376 Chimpanzés pour avoir une petite chance d'en trouver un capable de réaliser l'exploit décrit plus haut !..... Encore une fois si BAVIC contient 6 cas (elle n'en contiendrait plus que 4 selon Jacques SCORNAUX) elle est hautement remarquable, mais comme elle est isolée, il s'agit uniquement d'une singularité.

Formule générale établissant le contenu informationel d'un alignement :

$$\frac{10}{3} \log_{10} (R/\varepsilon)^{n-2} \leqslant \text{nbre de bits} \leqslant \frac{10}{3} \log_{10} \left(10^3 \frac{\pi R}{\varepsilon n}\right)^{n-2}$$

ANNEXE II

CONTRIBUTION A L'ETUDE DES RESEAUX

EN ETOILES

Q'un point M soit le point de concours des droites formant une étoile, il participe alors à autant d'alignements qu'il y a de droites dans le réseau en question.

Si Pa désigne la probabilité qu'un point participe à un alignement, alors la probabilité que ce point participe à x alignements est :

$$P_a^x$$

Or P_a = nombre de droites / point. Le nombre de droites = nombre des alignements de 3 points au moins = $C_N^3 P$. (1). ou P désigne la probabilité associée à un couloir (10^{-3}).

Dans ce cas

$$P_a^x = \left(\frac{C_N^3 \; P}{N} \right)^x$$

Prenons l'exemple de l'étoile à 10 branches sur la carte de France (cela fait 5 droites qui se coupent) et d'un effectif total de 10 observations :

$$P_a^x = \left(\frac{C_{10}^3 \times 10^{-3}}{10} \right)^5 = (0{,}012)^5 = 2{,}49.10^{-10}$$

Le nombre d'étoiles à 10 branches auquel on est en droit de s'attendre du seul fait du hasard est :

$$2{,}49.10^{-10} \times 10 = 2{,}49.10^{-9}$$

Pour quelle valeur de l'effectif (N) la part du hasard entre vraiment en ligne de compte.

En première évaluation, nous admettrons que si la probabilité d'un point de participer à un alignement (P_a) égale ou dépasse 0,9 la part du hasard est à prendre en considération.

---

(1) Nous voulons répertorier tous les alignements possibles. En recensant tous les alignements de 3 points au moins, on est sûr de les avoir tous, car un alignement de 4, 5 ou 6 observations est à fortiori un alignement de 3 au moins.

Un alignement de 6 est improbable ($P = P^4 = 10^{-12}$), un alignement de 3 est beaucoup plus probable. On est sûr de n'oublier aucun alignement quel que soit son effectif en recensant systématiquement tous les alignements de 3 possibles.

La formule $C_N^3 \; P \; (1-P)^{N-3}$ fournit le nombre d'alignements comprenant strictement 3 observations. Ce nombre ne nous intéresse pas.
Nous voulons la formule établissant le nombre d'alignements de 3 au moins; C'est donc au sens large qu'il faut prendre la formule précédente et supprimer la restriction $(1-P)^{N-3}$, on retrouve bien alors la formule C_n^3 P.

Si $P_a \geqslant 0,9 \Rightarrow \frac{C_N^3 P}{N} \geqslant 0,9 \Rightarrow C_N^3 \geqslant 900N$

$\frac{N(N-1)(N-2)}{6} \geqslant 5400\ N \Rightarrow N(N-1)(N-2) - 5400\ N \geqslant 0$

$N^3 - 2N^2 - N^2 - 2N - 5400\ N \geqslant 0 \Rightarrow N(N^2 - 3N - 5398 \geqslant 0.$

Etude de $N^2 - 3N - 5398$:

$\Delta = 9 + 21\,592 = 21601 \simeq (147)^2 \qquad (147)^2 = 21609$

$N1 = \frac{3+147}{2} = 75 \qquad N2 = \frac{3-144}{2} = -72.$

Nous ne considérerons bien sûr que la racine positive du polynome.

	0	75	+ ∞
N		+	+
$(N^2-3N-5398)$		-	+
Polynome		-	+

Il en résulte que pour les valeurs de l'effectif N supérieure ou égale à 75, la probabilité qu'un point participe à un alignement quel qui soit est $\geqslant 0,9$.

$P \geqslant 0,9 \Rightarrow P^5 \geqslant 0,6$. Nombre d'étoiles à 10 branches 0,6x19 11,4

Donc si N = 75, on peut s'attendre au moins à 11 étoiles à 10 branches. Ce chiffre tellement énorme par rapport à l'effectif total fait qu'il est vraisemblable que les dites étoiles soient alignées, c'est-à-dire que leurs points de concours soient alignés ! (il est d'ailleurs facile d'évaluer le nombre de celles qui sont alignées).

Devant l'effectif inestimable mais certainement grand des cas d'OVNI sur le territoire national d'une part, et les sous multiples de l'unité de base de 43,200 km utilisés par Charles GARREAU et Raymond LAVIER, il vient d'être presque montré quantitativement par les faits que le quadrillage qu'ils ont mis en évidence dans le livre "Face aux extra-terrestres" est une aberration au même titre que "l'Harmonic 33" du Capitaine Bruce CATHIE desquels ils se sont inspirés; ou que les couloirs permanents de Jean Gérard DOHMEN, déjà cités.

Estimons maintenant la probabilité que les étoiles soient alignées. Ceci revient à estimer la probabilité d'avoir au moins 3 étoiles alignées, qui correspond au produit de la probabilité d'avoir 3 points au moins participant à des réseaux en étoile par la probabilité d'avoir 3 points au moins d'alignés.

Si l'on ne prend le hasard en considération qu'à partir de $P \geqslant 0,9$ comme dans notre première approximation, alors le produit des probabilités précédentes établissant la probabilité d'alignement des étoiles à 10 branches est :

$$P \times (0,6)^3$$

La probabilité d'un alignement d'étoiles à n branches sur le sol de France est donc :

n = 4 (simple croix) $\longrightarrow$ P x $(0,81)^3$ = 5,3 10^{-4}

n = 6 $\rightarrow$ P x $(0,73)^3$ = 3,9 10^{-4} dans l'hypothèse $P \geqslant 0,9$.

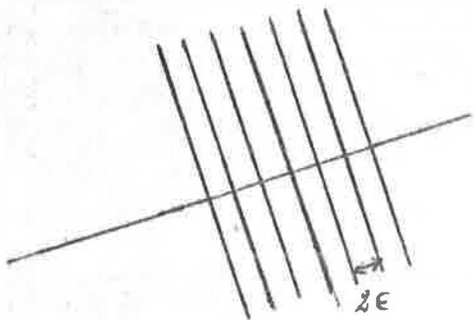
n = 8 $\rightarrow$ P x $(0,66)^3$ = 2,9 10^{-4}

n = 10 $\rightarrow$ P x $(0,6)^3$ = 2,2 10^{-4}

il est également possible à chaque fois d'évaluer le nombre total des "étoiles" alignées.

On peut également remarquer que les étoiles à 10 branches alignées sont simplement 2 fois moins probantes que les simples croix et que la quantification réserve des surprises quant aux interprétations préalablement élaborées, basées uniquement sur une argumentation qualitative.

Revenons maintenant sur la constatation de Jacques SCORNAUX que les alignements BAVIC et BRUTUS sont perpendiculaires. Pour cela, nous ferons abstraction du fait que BRUTUS est un "couloir permanent" et que nous devrions ne pas le prendre en considération.



La probabilité qu'un alignement soit perpendiculaire à 1 autre, c'est la probabilité de trouver au moins 3 observations dans un couloir de 2ε de large perpendiculaire au premier alignement.

La première condition se résume à l'intervalle de confiance suivant :

$$\left(2\varepsilon D_{min}\right)^{n-2} \leqslant P(n) \leqslant \left(2\varepsilon D_{max}\right)^{n-2}$$

La deuxième condition revient à 1/90 si l'on découpe le demi-cercle dans lequel peut s'orienter la direction du 2ème alignement quand le 1er est fixé, en portion de 1° et que l'on admet l'Orthogonalité de 89° à 91°. Une chance sur 90 d'avoir 2 alignements perpendiculaires soit 1,11%. C'est peu, mais c'est dans le cas où 1 alignement est déjà fixé, ce qui réduit les possibilités de choix des alignements à étudier.

Soit x le nombre total des alignements. Si l'on en fixe 1, il n'en reste que (x-1) à étudier. Le nombre des paires d'alignements à étudier est donc de (x-1). Tandis que si l'on ne fixe aucun alignement, à priori, le nombre des paires à étudier est ce qui change tout.

Soit x = 7, nombre d'alignements total de 3 et plus. Le nombre d'alignements perpendiculaires à l'un d'entre eux si celui-ci est fixé, auquel on est en droit de s'attendre du seul fait du hasard est :

$$6 \times 1/90 = 6,67\ 10^{-2}$$

Si aucun d'entre eux n'est fixé à l'avance, le nombre de paires d'alignements perpendiculaires devient alors :

$$C_7^2 \times 1/90 = 22/90 = 2,33.10^{-2}$$

Vu l'absence totale de contrôle de l'effectif total des observations, il est impossible d'estimer le nombre total d'alignements permanents ou non. Il semble donc que ce dernier nombre étant sans doute important, nous puissions conclure que l'orthogonalité est une coïncidence.

ANNEXE III

PROBLÈMES PARTICULIERS

I DETERMINATION DE L'$\mathcal{E}$:

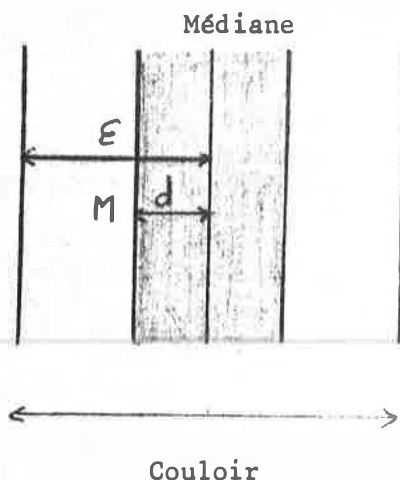
Elle est arbitraire; cependant, 2 méthodes différentes pourraient servir à l'estimer.

La première consiste à observer les alignements répertoriés "sur le terrain" et à déduire une valeur tolérable de l'alignement en fonction de la distance moyenne entre les observations et la médiane du couloir. Cette méthode est fastidieuse et l'$\mathcal{E}$ n'a encore ici aucune valeur propre mais une valeur établie à partir de données de références.

La deuxième consiste à fixer pour valeur limite à l'$\mathcal{E}$, la différence maximale pouvant exister entre une droite Euclidienne et la géodésique correspondante pour la France, soit 15 kms pour la distance Brest Nice. Cette méthode est objective, cependant, la valeur de $\mathcal{E}$ est trop importante, les couloirs ayant alors 30 km de largeur ! Les valeurs utilisées pour $\mathcal{E}$ dans la présente étude ont l'avantage d'être raisonnable. Cependant, leur détermination est arbitraire.

II DEGRE DE SIGNIFICATION D'UN ALIGNEMENT :

Chaque couloir orthoténique a 2$\mathcal{E}$ pour largeur dans le cas de l'étude restreinte comme de l'étude généralisée. Cependant, dans l'un et l'autre cas, plus une observation est proche de la ligne médiane du couloir, plus elle participe à l'alignement parfait, donc plus elle est probante. Nous pouvons quantifier la signification de chaque alignement en lui attribuant un degré de sigification analogue à l'indice de linéarité établi par David Saunders. Si d est la distance moyenne des observations à la médiane du couloir et n le nombre d'observations participant à l'alignement, alors



$$S = \frac{\mathcal{E} - d}{\mathcal{E}} \qquad \text{avec } d = \sum \frac{d_i}{n}$$

III LA TRIANGULATION DES OBSERVATIONS :

Résumé des découvertes de Jean-Charles FUMOUX :

Jean-Charles FUMOUX a porté sur une carte les 78 attérissages de la période du 27 septembre au 18 octobre 1954 et il s'est aperçu que les observations 2 - 3 - 4 et 5 - 6 - 7 formaient 2 triangles isocèles. Il a ensuite pris chacun des 78 points séparément comme sommet et a vérifié s'il obtenait d'autres triangles isocèles.

Fumoux obtient ainsi 1911 triangles isocèles, mais apparemment les 3 sommets des triangles ne se suivent pas dans l'ordre chronologique, c'est-à-dire que si le cas n° 15 participe à 1 triangle isocèle, il ne sera pas associé aux cas 13 et 14, 14 et 16, ou 16 et 17.

Le rapport du nombre des triangles isocèles sur celui du nombre des triangles quelconques qu'il est possible d'obtenir par la même méthode est:

$$\frac{1911}{6006} = 0{,}318 = \frac{1}{\pi}$$

nombre remarquable.

Le nombre des triangles isocèles peut donc s'écrire sous la forme :

$$X = \frac{N\,(N-1)}{\pi}$$ selon Fumoux.

Jean-Charles FUMOUX est alors amené à se poser 3 questions :

1) Cette formule est-elle applicable pour d'autres points d'attérissage ?

2) Le cas échéant, se vérifirait-elle pour tous les attérissages Français ou étrangers ?

3) Pour que la logique de triangulation se vérifie, faut-il introduire les nouveaux attérissages par ordre chronologique ou la logique est-elle respectée indépendamment de l'ordre d'introduction des attérissages supplémentaires "candidats" à la triangulation ?

Selon Fumoux(1) se vérifie et(2) également lorsque les cas sont introduits chronologiquement. Les études (1) et (2) furent reprises en introduisant les cas d'une manière aléatoire et ils répondaient également à la formule.

L'optique de Fumoux est de déterminer la localisation des attérissages futurs par extrapolation. Le projet mis sur informatique devrait d'ici 2 ans lorsque de nouveaux attérissages seront connus, permettre de savoir s'il y a accord entre la théorie et l'observation.

<u>QUE PENSER DE CETTE ETUDE</u> ?

Il faut soulever tout d'abord de nombreux problèmes :

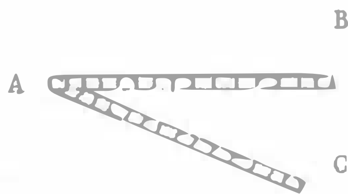
- Pourquoi l'étude porte uniquement sur les attérissages, et quel est le critère exact définissant un attérissage (survol en rase-motte ou contact au sol avec traces ?).
- On n'est pas sûr d'avoir dénombré tous les attérissages. L'étude est donc faussée.
- Quel est le critère de définition d'un triangle isocèle : comment Fumoux définit-il l'égalité de 2 "côtés" du triangle ?
- Pourquoi Fumoux ne donne-t-il pas de chiffres lorsqu'il déclare que la logique de triangulation est vérifiée pour (1), (2) et (3) ?

Voilà les objections majeures de cette étude qu'elles rendent vulnérable, à priori. Je ne cherche pas à discréditer systématiquement ce travail.

Jean-Charles est un copain et je souhaite vivement qu'il ait trouvé quelque chose susceptible de faire progresser l'Ufologie. Malheureusement, je suis obligé, à priori, d'emettre les plus extrèmes réserves sur la validité de ses conclusions sur lesquelles nous allons revenir maintenant.

VALIDITE DE LA LOGIQUE DE TRIANGULATION :

Comme Jean-Charles Fumoux ne l'a pas expliqué, il va d'abord nous falloir déterminer un critère d'égalité de deux segments de droites définissant le triangle isocèle.



Comme nous l'avons vu dans la première partie de l'étude consacrée à l'Orthoténie, chaque observation est déterminée à $2\mathcal{E}$ près, $2\mathcal{E}$ constituant l'inexactitude maximum sur une mesure.

On peut décomposer chaque distance en n petits carrés de $2\mathcal{E}$ de côté. La distance maximum entre 2 points en France est Brest-Nice, soit 1.500 km ou 2,026 rapportée à l'unité.

$$n \times 2\mathcal{E} = 2{,}026 \qquad \underline{n = 195}$$

Sur Brest-Nice, il y a donc 195 petits carrés jointifs de 2 de côtés, donc 195 possibilités de localiser 1 observation au hasard.

Probabilité qu'un segment AB fasse une longueur donnée $P_1 = \frac{1}{n} = \frac{1}{195}$

La probabilité qu'l segment fasse une longueur donnée est quantifiée par la probabilité que l'observation se localise dans la ième case de 2 de côté parmi les n cases couvrant en France toute la gamme des distances possibles :

$$P_1 = \frac{1}{195}$$

Connaissant la longueur de AB, probabilité que CD ait la même longueur = probabilité que CD ait une longueur donnée = probabilité que AB et CD soient égaux =

$$\frac{1}{195}$$

DEFINITION DU NOMBRE DE TRIANGLES ISOCELES :

. Nombre de triangles quelconques existant dans un lot de 78 observations :

$C_{78}^{3} = 76076.$

. Nombre de couples de segments de droites possibles par triangle:



AB et AC
AB et BC
AC et BC
} 3 couples / triangle

. Nombre de triangles isocèles = nombre de couples de segments égaux :

$$3 \times 76076 \times \frac{1}{195} = 1170{,}4 = \underline{1171}$$

Avec 78 observations, on peut s'attendre à 1171 triangles isocèles du seul fait du hasard en considérant globalement les 78 cas !

Si l'on applique la méthode de Jean-Charles Fumoux, on choisit 1 point obligatoire de la triangulation. Ce point fixé, il reste 77 autres points sur la carte.

- Nombre de triangles quelconques possibles :

$$C_{77}^{2} \text{ car le 1er est fixé.}$$

- Nombre de couples de droites différents = $3 \times C_{77}^{2}$

- Nombre de triangles isocèles :

$$\frac{3 \times C_{77}^{2}}{195} = 45{,}015$$

Comme il y a 78 points dans la triangulation, le nombre total de triangles isocèles est de 45,015 x 78 = 3511,2.

Or, 1 même triangle est répertorié 3 fois, 1 fois lorsque chacun des 3 sommets est, à son tour, le point obligatoire de la triangulation. Il faut donc diviser 3511,2 par trois $\frac{3511{,}2}{3} = 1170{,}4 = 1171.$

Cette démonstration confirme le point (3) de l'étude de Fumoux, à savoir qu'il importe peu que le dénombrement soit fait chronologiquement point après point car on retrouve les résultats de l'étude globale. Il ne s'agit donc pas d'affirmer que la "logique" se vérifie indépendamment de l'ordre d'introduction des points candidats à la triangulation mais de constater que les méthodes de dénombrement sont équivalentes, tout simplement (et heureusement d'ailleurs qu'elles le sont, sinon cela serait grave !).

VALIDITE DE LA LOI DECOUVERTE PAR FUMOUX :

Fumoux déclare égal à 6006 le nombre de triangles quelconques qu'il est possible d'engendrer avec 78 observations prises tour à tour comme sommet de la triangulation. En fait, ce nombre vaut : C_{78}^{3} soit 76076 ! Soit plus de 12 fois plus !

La formule $\frac{1911}{6006}$ n'a plus aucun sens..... et la logique non plus !
(c'est-à-dire l'expression du nombre des triangles isocèles sous la forme

$$N(N-1)/\pi$$

METHODE DE DETERMINATION DE L'EGALITE DE 2 SEGMENTS EMPLOYEE PAR FUMOUX:

Elle n'est pas précisée, et c'est dommage car il aurait été fort utile de la connaître. En fixant à 2ε l'imprécision sur les mesures, donc la limite de l'égalité, nous obtenons au hasard 1171 triangles isocèles, à partir de 78 observations. Mais en travaillant sur une carte de France au millionième, la précision sur les mesures peut atteindre le millimètre. Dans ce cas, la probabilité d'égalité entre 2 segments est de $\frac{1}{750}$ et le nombre de triangles isocèles imputables au seul hasard s'en trouve réduit à 304 environ.

Si les 1911 triangles isocèles de Jean-Charles Fumoux sont imputables au hasard, quelle devait être la précision de ses mesures ?

$$\frac{3 \times C_{78}^{3}}{x} = 1911 \Rightarrow x = 119{,}42857$$

$$\left.\begin{array}{l} \frac{1}{1500} \longrightarrow 1 \text{ mm} \\ \frac{1}{119{,}42857} \longrightarrow x \text{ mm} \end{array}\right\} x = 12{,}56 \text{ mm soit } 12{,}56 \text{ km à l'échelle 1.}$$

Si Jean-Charles Fumoux a admis l'égalité entre 2 segments dont la différence de longueur excède 12,56 kms, aucun des 1911 triangles isocèles qu'il a découvert n'est significatif et ils sont tous imputables au seul hasard.

Mais je ne pense pas que Fumoux ait admis une telle différence pour définir l'égalité.

La précision de la mesure influe sur la probabilité d'égalité et donc sur le nombre de triangles imputables au hasard. Quelle que soit la précision adoptée par Jean-Charles Fumoux, une partie non négligeable des triangles relève du seul hasard mais pas la totalité, loin s'en faut.

Si l'on reprend la précision de 7,71 km (2ε), on explique 1171 triangles. Il en reste 740 à expliquer. Maintenant, évidemment, les impératifs de l'étude entrent également en ligne de compte dans les explications. Ainsi, par exemple, Dmax = 1500 est une estimation volontairement exagérée nous ayant permis d'encadrer avec sureté la probabilité d'un alignement dans la théorie restreinte. En fait, Dmax est plus proche de 1200 km. Dans ces conditions, la probabilité d'égalité se trouve réduite à $\frac{1}{156}$ (en effet, $\frac{1200}{7,71} \simeq 156$) et le nombre de triangles imputables au hasard augmente dans des proportions considérables puisqu'il atteint 1463 exactement !

$$\frac{228228}{156} = 1463$$

Dans ces conditions, seuls 448 triangles sont apparemment inexplicables. 448 tout de même diriez-vous ? Qu'on songe qu'il suffit d'inclure, dans ce cas, 8 attérissages de plus, portant ainsi le total à 86 pour rendre compte intégralement des 448 triangles qui font actuellement la différence. En effet : soit x le nombre total des observations. Recherchons x tel que :

$$\frac{3 \times C_x^3}{156} \geqslant 1911 \Rightarrow C_x^3 \geqslant 99372 \quad \text{or} \quad C_{85}^3 = 98770 \quad \text{et} \quad C_{86}^3 = 102340$$

$\Rightarrow x \# 86$, soit 8 observations de plus seulement.

Je ne prétends pas rendre compte par ce procédé consistant à introduire 8 observations supplémentaires à la compilation des 448 triangles inexpliqués. J'ai horreur des "Deus ex-machina". Je souhaite simplement attirer l'attention du lecteur non habitué à la magie des chiffres du danger de considérer comme important des chiffres qui en réalité ne le sont pas, ou peu.

Une légère modification, soit de l'effectif de la compilation, soit des modalités de dénombrement, peut avoir des conséquences "incalculables" sur l'importance numérique des triangles recensés.

ADDENDA : Dans un courrier du 2 novembre 1978 Jean-Charles Fumoux devait me faire parvenir certains détails importants :

- la carte utilisée est une carte aéronautique O.A.C.I au 1/500000e en projection LAMBERT. La technique d'utilisation des cartes et la méthode de mesure sont très fiables. Son dispositif expérimental, dont il m'a également donné le détail, est très sophistiqué. L'erreur maximum sur les mesures est de 750 m en tout. Lorsqu'il introduit un canular dans la logique de triangulation (ex:LAVOUX,86)7 triangles supplémentaires seulement sont obtenus conte 40 en moyenne lorsqu'il y introduit un cas d'OVNI allégué (avec attérissage). Cette distinction pourrait permettre de reconnaître les vrais attérissages et les témoignages erronés.Jean-Charles Fumoux définit l'attérissage comme la situation dans laquelle un objet est observé au sol ou en évolution lente ou en stationnement à moins de 20 mètres du sol.

  L'étude de la triangulation a été poursuivie. Avec 98 points,FUMOUX obtient 3028 triangles isocèles. Avec 111 points, il obtient 3906 triangles isocèles !

EN FONCTION DE CES NOUVELLES DONNEES CERTAINS COMMENTAIRES S'IMPOSENT :

La probabilité d'1 triangle isocèle n'est plus de $\frac{1}{195}$ et $\frac{1}{156}$ dans le cas où Dmax est réduit à 120 km ;
mais respectivement de $\frac{1}{2000}$ et $\frac{1}{1600}$.

Dans ce cas, le nombre de triangles isocèles imputables au hasard s'en trouve réduit respectivement à 115 et 143.

Pour 98 points, ces nombres deviennent respectivement 229 et 286, alors que l'effectif total des triangles isocèles est de 3028 ! Enfin, pour 111 points, ces nombres deviennent respectivement 333 et 416, sur 3906 !

MA CONCLUSION :

Si Jean-Charles Fumoux est certain d'avoir recensé tous les attérissages connus pour la période sur laquelle cette étude se base, et s'il est sûr de n'avoir pas éliminé pour une raison X ou Y, sur des critères subjectifs, quelques observations, qui, inclues dans la population totale auraient permis de concéder un nombre plus important de triangles isocèles au seul hasard, alors sans aucun doute sa thèse est hautement significative.

Je pense, par exemple, au lot énorme (80%) de cas rejetés (sur quels critères) pour "imprécisions géographiques". 80%, c'est énorme et cela pourrait tout changer....

Enfin, les articles publiés jusqu'à présent sur cette thèse étaient assez obscurs et imprécis et justifiaient les réserves que j'émettais dans les pages précédentes. Pour la triangulation comme pour l'Orthoténie, la phrase de François Toulet clôture les débats : "on voudrait une démonstration éclatante de la validité ou de la fausseté de la thèse orthoténique, il nous faut nous contenter d'analyser plusieurs raisons de douter" ...

La conclusion (ou presque) je la laisse à Jacques SCORNAUX. Ce fut le "mot de la fin" dans sa longue lettre commentant mes travaux sur l'Orthoténie : "L'Orthoténie est morte depuis longtemps, mais les Ufologues n'en finissent décidément pas de porter son deuil !".

Et c'est normal Jacques, l'Ufologue a la mentalité du chercheur à défaut d'en avoir l'ensemble des connaissances. Il sait qu'il lui incombe de trouver réponse à certaines questions qui lui semblent essentielles; il se sent investi d'une mission. C'est un phare dans les ténèbres, une "lumière dans la nuit" comme dirait Raymond Veillith. Si la modestie lui sied, au même titre qu'au chercheur dont il partage l'esprit, elle ne sied pas, comme le disait Jacques Monod, aux idées qui l'habitent et qu'il doit défendre. Tel est le lot de l'humanité.....

B I B L I O G R A P H I E

- "L'Orthoténie, un grand espoir déçu ?" Jacques SCORNAUX
  INFORESPACE N°s 23 - 24 - 25 - 26 - 27.

- L'étude de François TOULET et les lettres d'Aimé MICHEL
  PHENOMENES SPATIAUX N°s 9. P.P. 3 à 6, 12 P.P. 7 à 11
  "Mathématique de l'Orthoténie", 26 P.P. 11 à 15
  "Réalités et Illusions".

- "A identifier et le cas Adamski" Jean-Gérard DOHMEN
  Travox BIARRITZ.

- "Do flying Saucers move in straight lines ?" Donald. H. MENZEL, dans
  "UFO's a scientific debate" de Carl SAGAN et Thornton PAGE Cornell
  University Press,
  ITHACA, N° 9, P.P. 163 à 174 (appendice 5) de "UFO's - The modern myth".

- "Le lapin et le Renard" INFO-OVNI de avril 1975.
  Jean GIRAUD, 13, rue Beaumarchais 03100 MONTLUÇON.

- "Cavernes et OVNI" Ivan VERHEYDEN
  INFORESPACE N° 6 p. 9.

- "Science et vie" N° 485 P.P. 28 à 39. Aimé MICHEL.

- "Corrélations du phénomène OVNI avec les failles géologiques, les
  sources thermales et les phénomènes mystiques" P.P. 270 à 284 de
  "Mystérieuses soucoupes volantes", Fernand LAGARDE, édition Albatros.

- "BAVIC est-il remarquable ?" David. R.SAUNDERS,
  PHENOMENES SPATIAUX N° 31, P.P. 4 à 11.

- "Apparitions mariales et soucoupes volantes" Paul MISRAKI
  INFORESPACE N° 11 P.P. 7 à 12.

- "Des signes dans le ciel" Paul MISRAKI
  Editions LABERGERIE 1968.

- "Face aux extra-terrestres" Charles GARREAU et Raymond LAVIER
  Edition Jean-Michel DELARGE.

- "The straight line mystery" P.P. 533-535 de "Scientific Study of
  Unidentified flying objects" New-York, Bantam 1969,
  Edward Ulyss CONDON.

- "Les phénomènes insolites de l'espace" Jacques et Janine VALLEE
  La Table ronde, 1966. P. 110 et suivantes.

- "Les attérissages d'OVNI, une logique de triangulation ?" Jean-Charles FUMOUX
  "Les extra-terrestres" N° 5 P. 12 à 14.

- Correspondances personnelles avec Jean-Charles FUMOUX.

- Correspondance personnelle avec Jacques SCORNAUX.

Association déclarée conformément à la loi du 1er juillet 1901
Délégation Régionale «LUMIERES DANS LA NUIT» Drôme-Ardèche
Membre du C.E.C.R.U.



COMPOSITION DU BUREAU POUR 1980

PRESIDENT	:	DUQUESNOY David
VICE PRESIDENT	:	CHALOIN André
SECRETAIRE GENERAL	:	DORIER Michel
SECRETAIRE ADJOINTE	:	FIEVEE Charlotte
TRESORIERE	:	DORIER Rolande
TRESORIERE ADJOINTE	:	ROUGON Marie
CONSEILLER A L'INFORMATION	:	REBULL Jean Marc
CONSEILLER TECHNIQUE	:	ROUGON Gérard



CORRESPONDANTS

ARDECHE SUD : PATTARD Jean Pierre
ARDECHE NORD : REYNAUD Lionel
DROME SUD : FIEVEE Charlotte
DROME NORD : VINCENT Luc

ADMINISTRATION - ABONNEMENTS - REDACTION : A.A.M.T. DORIER Michel
"La Berfie" ARTHEMONAY - 26260 SAINT DONAT - FRANCE
Tel : (75) 45.70.72



Ce bulletin est le fruit de l'analyse et de la réflexion de chacun. Pour y contribuer, n'hésitez pas à nous faire part de vos articles et de vos suggestions.
Faîtes-le connaître et faîtes-nous connaître dans vos régions, afin que «Vive notre association pour votre information».

Nos articles, photos et dessins sont protégés par la loi de 1957 sur la reproduction artistique.
Reproduction partielle autorisée à la condition expresse d'en citer la source (Auteur et publication) à l'exception des articles portant la mention «Reproduction interdite sans autorisation de l'Auteur». Les articles publiés le sont sous la responsabilité de leur auteur. Les manuscrits non insérés ne sont pas retournés.



IMPRIME SUR OFFSET par l'AAMT : "La Berfie" ARTHEMONAY - 26260 SAINT DONAT - FRANCE

Directeur de la publication : DORIER Michel



DEPOT LEGAL : Dès parution **COMMISSION PARITAIRE N° 60 112**


AAMT